

《出口放缓对劳动力市场和家庭行为的影响》附录

附录 1 稳健性检验

（一）采用更细层次的工具变量构造方式

我们参考 Campante et al.（2023）的做法，利用出口市场和产品层面的双重信息，考虑每个出口市场在每种产品上的需求变化，构造了一个更细层次的工具变量，如下式所示：

$$ExportShock_{ct}^{ROW} = \sum_k \sum_{d \neq CHN} \frac{X_{cdk,2010}}{\sum_c X_{cdk,2010}} \frac{\Delta X_{dkt}^{ROW}}{L_{c,2010}} \quad (A1)$$

其中， X_{dkt}^{ROW} 表示国家 d 在产品 k 上从除中国以外的世界其他国家的总进口，目的地-产品层面的出口数据来源于 CEPII 数据库¹； $X_{cdk,2010}/\sum_c X_{cdk,2010}$ 表示 2010 年城市 c 在产品 k 上对国家 d 的出口占中国对其总出口的比重。该式构造的工具变量利用了更详细的出口市场-产品层面的需求冲击以及地级市在每个出口市场和每种产品上出口份额的信息。回归结果如附表 1 的子表 A 所示，与基准结果保持一致。²

（二）排除存在事前趋势的可能

为了探究回归结果是否来源于各地级市事前存在的、且与未来出口冲击相关的个体和家庭行为的特定趋势，我们用当期的因变量对未来期的出口冲击进行回归，以检验是否存在事前趋势。具体而言，我们用 t 年的因变量对 $t+1$ 年的出口冲击进行回归。回归结果如附表 1 的子表 B 所示，可以看到，除个体退出劳动力市场的概率外，其他回归系数均不显著，说明受负面冲击影响较大的地级市的个体和家庭并没有在冲击来临前就改变他们的行为。³

（三）排除行业层面事前趋势的可能

若某些城市专业化生产并出口某些行业的产品，而这些行业又存在某些事前趋势，我们的基准回归结果就会变得不准确。比如，若纺织业工人的工资本身就存在下降的趋势，那么即使没有出口冲击，那些专业生产和出口纺织产品的城市也可能会观察到工人工资的下降。城市固定效应只能控制那些不随时间变化的城市特征，不能排除城市之间某些随时间变化的趋势差异。因此，我们参考 Campante et al.（2023）的做法，每次去掉一类出口产品⁴，重新构造自变量和工具变量，然后重新回归，以排除这一可能。附表 1 的子表 C 记录了各回归系数的最小值和最大值，可以看到，尽管一些系数的显著性下降⁵，但所有系数的符号依旧与基准结果保持一致。

（四）加入地区进口等控制变量

这一时期我国出口增速放缓的同时，GDP 增速也呈现下降趋势。为进一步控制经济下行对估计结果的影响，我们在回归中加入地级市 GDP 和外商直接投资对数的差分。此外，考虑到进出口的相关性，我们在回归中进一步控制了地区进口的变化⁶。结果如附表 1 的子表 D 所示。可以看到，在控制地区 GDP、外商直接投资和总进口的变化后，出口冲击前的系数与基准结果基本保持一致，这说明我们的结果并不仅仅来源于地区整体经济环境的恶化和进口的变动，出口增速放缓会对个体和家庭的行为产生直接影响。

¹ 我们同样将出口额转换成以人民币计价，并除以出口国的消费价格指数进行平减。

² 尽管个体抑郁得分的回归系数不显著，但符号与基准结果一致。

³ 虽然退出劳动力市场的回归系数依然显著，但符号与基准结果相反，说明个体退出劳动力市场概率的提高并不来源于事前存在的上升趋势。

⁴ 我们将出口产品分为如下 16 类（括号内表示对应的 HS2 位码范围）：（1）动物及动物产品（01-05）；（2）蔬菜产品（06-14）；（3）食品（15-24）；（4）矿产品（25-27）；（5）化工类产品（28-38）；（6）塑料和橡胶制品（39-40）；（7）皮革制品（41-43）；（8）木材制品（44-49）；（9）纺织品（50-63）；（10）鞋帽（64-67）；（11）石头和玻璃制品（68-71）；（12）金属制品（72-83）；（13）电子产品（85）；（14）运输工具（86-89）；（15）其他杂项（93-99）；（16）机械产品（84、90-92）。

⁵ 当去掉机械产品后，个体工资水平、抑郁得分、家庭其他金融资产和贷款总额的回归系数不再显著，这可能是由于机械产品出口在我国总出口中占比最高（2010 年占 24.03%，2018 年占 21.54%），因此去掉机械产品后回归误差增大，从而导致显著性下降，但回归系数的符号依旧与基准结果保持一致。

⁶ 地级市 GDP、外商直接投资数据来源于中国城市统计年鉴，进口数据来源于 CEIC 数据库。

附表 1 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
因变量:	ln(工资)	是否 工作	是否 退出	是否 灵活就业	抑郁 得分	ln(家庭 收入)	ln(家庭 支出)	ln(家庭 储蓄+1)	ln(金融资 产+1)	ln(家庭 贷款+1)
A: 利用出口市场构造工具变量										
<i>ExportShock_{ct}</i>	0.1306*** (2.6178)	0.0029 (0.4854)	-0.0310** (-2.0198)	-0.0372*** (-3.5880)	-0.1249 (-0.4813)	0.1641*** (2.6640)	-0.0763 (-0.8617)	0.0947 (0.1889)	0.6212** (2.2251)	-0.8526* (-1.9043)
样本量	21,034	75,210	65,783	58,706	94,075	41,358	44,334	43,979	46,285	40,745
一阶段 <i>F</i> 值	25.1749	5.3551	22.9061	17.7477	36.4198	12.1823	9.4029	10.3529	8.4960	6.4107
B: 排除事前趋势										
<i>ExportShock_{ct}</i>	0.0446 (1.2075)	-0.0023 (-0.2458)	0.0206** (2.1774)	-0.0025 (-0.1891)	0.0829 (0.4721)	0.3224 (1.5849)	0.1309 (1.5855)	0.6403 (0.9767)	0.1769 (1.6569)	-0.8394 (-1.4780)
样本量	13,280	59,488	46,490	42,810	74,705	31,419	33,523	33,583	35,214	31,147
一阶段 <i>F</i> 值	123.3596	0.9168	168.5489	2.0908	53.9786	2.1934	2.6591	2.4143	2.3363	1.8011
C: 每次去掉一类产品										
系数最小值	0.0727** (1.9915)	0.0052 (1.2685)	-0.0389*** (-3.4600)	-0.0381*** (-2.8969)	-0.1920 (-1.4316)	0.0228 (0.2973)	-0.0011 (-0.0390)	-0.0849 (-0.3190)	0.2843 (1.6148)	-0.5402** (-2.4713)
系数最大值	0.2622 (1.3982)	0.0126 (1.2782)	-0.0885* (-1.7719)	-0.0949* (-1.8502)	-0.5879 (-1.3391)	0.2277** (2.4172)	-0.0195 (-0.5030)	-0.2754 (-0.7984)	0.6919 (1.2128)	-1.5677 (-1.6169)
D: 加入地区进口等控制变量										
<i>ExportShock_{ct}</i>	0.0809** (2.1760)	0.0061 (1.1405)	-0.0350*** (-3.4123)	-0.0466*** (-2.7424)	-0.2426* (-1.7611)	0.0972** (2.0202)	-0.0046 (-0.1557)	-0.0659 (-0.2499)	0.3276* (1.9149)	-0.6084** (-2.0069)
样本量	18,098	69,334	60,739	54,135	87,088	40,372	41,488	41,119	43,309	38,038
一阶段 <i>F</i> 值	12.5948	14.2670	11.0665	13.0377	11.1414	14.4663	14.5839	16.3788	14.8324	15.9079
个体控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注: *、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平, 括号内为 *t* 值。下表同。为避免异常值, 我们对 (6) ~ (10) 列的因变量进行了 99.5 百分位截尾处理。

(五) Bartik 工具变量的随机性检验

根据 Borusyak et al. (2022), Bartik 工具变量的有效性取决于冲击的随机性。因此, 我们参考 Borusyak et al. (2022) 的做法, 通过一个平衡检验来考察世界其他国家产品层面的需求冲击是否与中国地级市的一些初始特征相关。具体而言, Bartik 工具变量可以被一般化地表示为 $\sum_k s_{ck} g_{kt}$, 在我们的构造中, $g_{kt} = \Delta X_{kt}^{ROW} / \sum_c X_{ck,2010}$ 为世界其他国家在产品 *k* 上出口额的变化除以中国 2010 年该产品的总出口, 而 $s_{ck} = X_{ck,2010} / L_{c,2010}$ 则代表 2010 年地级市 *c* 在产品 *k* 上的人均出口额, 反映了地级市 *c* 受产品 *k* 的世界需求冲击影响的程度。Borusyak et al. (2022) 证明, 工具变量有效性的条件为:

$$\sum_k s_k g_{kt} \phi_k \xrightarrow{p} 0 \quad (A2)$$

其中, $s_k = E(s_{ck})$ 表示中国在产品 *k* 的出口上受到的平均外部需求冲击, $\phi_k = E(s_{ck} \varepsilon_c) / E(s_{ck})$ 表示将地级市 *c* 的某种初始特征 ε_c 加权平均到产品 *k* 层面, 权重为 s_{ck} 。上式意味着给定权重为 s_k , 所有产品的需求冲击与对应产品的地级市初始特征的相关性的加权平均在大样本下趋于 0。为了检验这一等式, 我们用 g_{kt} 对 ϕ_k 进行加权最小二乘回归, 权重为 s_k 。我们选取了一系列地级市层面可能与世界需求冲击有关的变量, 包括 2010 年的移民人口占比、在校大学生占比、制造业雇佣占比、出口占 GDP 的比重、人均 GDP 的对数、人均

财政支出、年轻人占比以及 2011 年的进口冲击。附表 2 展示了对每个变量的回归系数、t 值以及联合 χ^2 检验结果，可以看到，所有系数均不显著，证实了我们构造的产品层面的外国需求冲击的随机性。

附表 2 Bartik 工具变量的随机性检验

自变量	(1) 回归系数	(2) t 值
移民人口占总人口的比重	0.1774	0.6176
在校大学生占总人口比重	1.8282	0.6649
制造业雇佣占总就业人口比重	0.3364	1.0526
出口占 GDP 的比重	0.5023	0.6708
人均 GDP 的对数	-0.0843	-0.9024
人均财政支出	-0.0084	-0.2140
30 岁以下人口占总人口的比重	0.0036	1.1325
进口冲击	0.5450	1.3865
联合显著性检验： $\chi^2=1.4799$, p 值=0.1753		

注：为提高可读性，进口冲击的回归系数乘了 1000。

（六）不同层面聚类的随机扰动项标准误

在基准回归中，我们将随机扰动项聚类在城市层面，从而允许各城市在不同年份之间的自相关性。本节，我们尝试不同的聚类范围，以检验回归结果的稳健性。首先，我们将扰动项聚类在省份层面，从而进一步允许同一个省份不同城市之间冲击的相关性。回归结果如附表 3 的子表 A 所示，可以看到，基准回归结果保持不变。

根据 Adao et al. (2019) 的研究，具有相似出口结构的城市即使不在同一省份，可能也会受到相关冲击的影响。因此，我们基于 Finger and Kreinin (1979) 的研究，参考 Campante et al. (2023) 的构造，计算了每个地级市与每个省会城市出口结构的相似程度，具体的计算方法如下所示：

$$SimilarityIndex_{cj} = \sum_k \min \left\{ \frac{X_{ck}}{X_c}, \frac{X_{jk}}{X_j} \right\} \quad (A3)$$

其中， X_{ck}/X_c (X_{jk}/X_j) 表示 2010 年地级市 c (地级市 j) 在产品 k 上的出口占该市总出口的比重。这一指标的取值范围在 0 和 1 之间，取值越大意味着两个城市的出口结构越相似。我们分别计算了每个地级市与每个省会城市的相似性指标，并把每个地级市划分到与之出口结构最相似的省会城市所在组别，最后将回归中的扰动项聚类在各出口相似组别上。回归结果如附表 3 的子表 B 所示，与基准结果保持一致。最后，在附表 3 的子表 C，我们采用双向聚类(two-way cluster)，同时将扰动项聚类在省级层面和出口相似组层面，结果依旧稳健。

附表 3 随机扰动项聚类范围的稳健性

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
因变量：	ln(工资)	是否 工作	是否 退出	是否 灵活就业	抑郁 得分	ln(家庭 收入)	ln(家庭 支出)	ln(家庭 储蓄+1)	ln(金融 资产+1)	ln(家庭 贷款+1)
A：扰动项聚类在省级层面										
$ExportShock_{ct}$	0.0812** (2.3395)	0.0059 (0.9757)	-0.0413*** (-4.2944)	-0.0455*** (-2.8763)	-0.2453* (-1.9143)	0.0854* (1.6934)	-0.0052 (-0.1446)	-0.1588 (-0.6618)	0.3321* (1.8066)	-0.6055* (-1.9323)
样本量	21,327	76,782	67,078	59,976	95,867	43,880	45,138	44,781	47,106	41,534
一阶段 F 值	24.5954	84.7533	23.8404	30.7129	55.6802	14.8188	38.8499	53.5630	43.0542	39.6773

B：扰动项聚类在出口相似组上

<i>ExportShock_{ct}</i>	0.0812** (2.2369)	0.0059 (0.9677)	-0.0413*** (-4.8723)	-0.0455** (-2.3701)	-0.2453* (-1.7163)	0.0854 (1.6350)	-0.0052 (-0.1750)	-0.1588 (-0.7799)	0.3321** (2.1241)	-0.6055** (-2.0612)
样本量	21,327	76,782	67,078	59,976	95,867	43,880	45,138	44,781	47,106	41,534
一阶段 F 值	16.5311	53.7636	18.7303	27.0381	37.4029	27.9263	26.3679	32.4619	27.6947	26.3427
C: 双向聚类										
<i>ExportShock_{ct}</i>	0.0812** (2.1433)	0.0059 (0.8761)	-0.0413*** (-4.7443)	-0.0455** (-2.3416)	-0.2453* (-1.8472)	0.0854 (1.5078)	-0.0052 (-0.1532)	-0.1588 (-0.8880)	0.3321* (1.8741)	-0.6055* (-1.7789)
样本量	21,327	76,782	67,078	59,976	95,867	43,880	45,138	44,781	47,106	41,534
一阶段 F 值	16.7609	53.2269	18.8444	24.9251	36.9610	33.0399	28.1247	36.3553	30.1100	27.1833
个体控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：为避免异常值，我们对（6）~（10）列的因变量进行了 99.5 百分位截尾处理。

（七）区分不同出口表现的城市

尽管在 2010 年后我国制造业出口增速大幅下降，但这一时期的平均出口增速为正，总出口依旧呈增长趋势。同时，各地受到的出口冲击差异较大，用所有城市回归的基准估计结果可能不能被解读为出口放缓的影响，而依旧是出口扩张的结果。因此，为了进一步识别出口放缓对个体和家户行为的影响，并使其与出口扩张进行区分，我们根据地级市不同的出口表现进行了一系列的异质性分析，结果如附表 4 所示。为了简便起见，附表 4 只展示主要自变量 *ExportShock_{ct}* 前的回归系数和对应的 t 值。

子表 A 首先根据 2012-2018 年各地级市出口冲击 *ExportShock_{ct}* 的均值是否小于 0 将地级市分为出口下降和出口上升两组，分别估计。可以看到，在出口下降（即 2012-2018 年出口冲击的均值为负）的城市中，出口放缓显著提高了个体退出劳动力市场、选择灵活就业、以及心理抑郁的概率，减少了家庭金融资产的持有量，同时增加了家庭的贷款规模。而在出口上升（即 2012-2018 年出口冲击的均值为正）的城市中，个体和家户行为几乎没有显著变化。在子表 B 中，我们根据 2012-2018 年各地级市出口冲击 *ExportShock_{ct}* 的均值将地级市分为高于中位数和低于中位数两组，同样发现出口放缓的影响主要体现在出口冲击均值低于中位数的地区。

子表 C 和子表 D 考虑地级市出口增速的变化。在子表 C 中，我们根据地级市 2012-2018 年平均出口增速是否低于 2012 年的初始增速将地级市分为两组，分别估计。可以看到，在出口增速下降的城市，出口放缓显著降低了个体的工资，提高了个体退出劳动力市场、选择灵活就业、以及心理抑郁的概率，同时降低了家庭总收入和金融资产的持有量，而在出口增速上升的城市各因变量几乎没有变化。子表 D 按这一时期地级市平均出口增速是否高于中位数进行分组的结果也保持一致。以上结果均表明，我们的基准回归较为准确地反映了 2010 年后出口放缓的影响。

附表 4 出口放缓对不同出口表现的地区的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
因变量:	ln(工资)	是否 工作	是否 退出	是否 灵活就业	抑郁 得分	ln(家庭 收入)	ln(家庭 支出)	ln(家庭 储蓄+1)	ln(金融资 产+1)	ln(家庭 贷款+1)
A: 平均出口是否下降										
出口下降:	0.0264 (0.4872)	0.0019 (0.3768)	-0.0549*** (-5.1435)	-0.0490** (-2.7105)	-0.2655* (-1.9310)	0.0250 (0.4539)	-0.0006 (-0.0184)	-0.1191 (-0.4417)	0.3655* (1.8818)	-0.8832*** (-3.0299)

出口上升:	0.3763 (0.3123)	0.0392 (0.4551)	-0.0506 (-0.3112)	-0.0207 (-0.1901)	0.0734 (0.0617)	0.3118 (0.1691)	0.1732 (0.1400)	-1.7261 (-0.2183)	0.9198 (0.2054)	0.3098 (0.1828)
B: 平均出口变化是否低于中位数										
低于中位数	0.0528 (1.4493)	0.0042 (0.9129)	-0.0488*** (-5.2853)	-0.0496*** (-3.3432)	-0.2849** (-2.2565)	0.0535 (1.0748)	-0.0225 (-0.9474)	-0.2479 (-1.0600)	0.3333* (1.7856)	-0.8070*** (-3.4329)
高于中位数	0.3540 (0.3118)	0.0271 (0.4768)	-0.0235 (-0.2590)	-0.0014 (-0.0133)	0.3620 (0.1969)	0.5055 (0.1696)	0.2575 (0.1660)	-0.4642 (-0.1354)	0.8898 (0.2171)	0.5229 (0.3483)
C: 平均出口增速是否低于初始值										
低于初始值:	0.0701* (1.7233)	0.0003 (0.0760)	-0.0402*** (-4.4957)	-0.0338*** (-3.8099)	-0.1518 (-1.0387)	0.0892* (1.7904)	-0.0126 (-0.3847)	-0.3128 (-0.9184)	0.4302*** (4.5042)	-0.1578 (-0.8080)
高于初始值:	0.1286 (0.7963)	0.0145* (1.6845)	-0.0360 (-0.7965)	-0.0685 (-1.1748)	-0.4185 (-0.8941)	0.0882 (0.7195)	0.0272 (0.3101)	0.3294 (0.5335)	0.0235 (0.0871)	-1.5569 (-0.9856)
D: 平均出口增速是否低于中位数										
低于中位数:	0.0702* (1.9820)	0.0011 (0.2322)	-0.0375*** (-4.1447)	-0.0415*** (-2.9411)	-0.3319*** (-2.6777)	0.0518 (1.1946)	0.0043 (0.1643)	-0.1922 (-0.7139)	0.3162* (1.9927)	-0.3562 (-1.5677)
高于中位数:	0.0386 (1.0928)	-0.0664 (-0.0955)	-0.0035 (-0.3257)	0.1316 (0.1593)	-0.2856 (-1.6428)	-0.7862 (-0.1225)	0.3387 (0.2045)	-2.3977 (-0.0941)	0.2154 (0.3561)	16.6777 (0.0727)

注: 为避免异常值, 我们对 (6) ~ (10) 列的因变量进行了 99.5 百分位截尾处理。

参考文献

- [1] Adao, R., M. Kolesár and E. Morales, 2019, “Shift-share Designs: Theory and Inference”, *The Quarterly Journal of Economics*, 134(4), pp. 1949~2010.
- [2] Borusyak, K., P. Hull and X. Jaravel, 2022, “Quasi-experimental Shift-share Research Designs”, *The Review of Economic Studies*, 89 (1), pp. 181~213.
- [3] Campante, F. R., D. Chor and B. Li, 2023, “The Political Economy Consequences of China's Export Slowdown”, *Journal of the European Economic Association*, 21(5), pp. 1721~1771.
- [4] Finger, J. M. and M. E. Kreinin, 1979, “A Measure of ‘Export Similarity’ and Its Possible Uses”, *The Economic Journal*, 89(356), pp. 905~912.